

中国語を母語とする日本語学習者による正順とかき混ぜ語順の受動文の理解

著者	謝 尚琳, 小泉 政利
雑誌名	言語科学論集
号	21
ページ	1-13
発行年	2017-12-01
URL	http://doi.org/10.50974/00133370

中国語を母語とする日本語学習者による 正順とかき混ぜ語順の受動文の理解

謝 尚 琳・小 泉 政 利

キーワード: 中国人日本語学習者、受動態、かき混ぜ語順、意味役割

要旨

本研究では、文正誤判断課題を用いた実験を行い、中国人日本語学習者がどのように日本語の態と語順を処理しているかを検討した。日本語母語話者と同様に、中国人日本語学習者の場合も、文法機能の配列順序が日本語文の語順による処理負荷の違いを決定している主な要因であることがわかった。また、中国人日本語学習者は動作主が被動者に先行する語順を好む傾向が弱いながらもあること、並びに低習熟度の学習者よりも高習熟度の学習者のほうがより母語話者に近い処理を行っていることが示唆された。

1. はじめに

日本語母語話者を対象とした日本語の文処理実験では、態(能動・受動・可能)の種類にかかわらず、正順語順文よりも、かき混ぜ語順文のほうが処理時間が長いという「かき混ぜ効果」が観察される(中條, 1983; Miyamoto & Takahashi, 2002; Tamaoka et al., 2005)。日本語の正順語順は「主語－目的語－動詞」(例: 佐藤が新聞を読んだ)で、かき混ぜ語順は「目的語－主語－動詞」(例: 新聞を佐藤が読んだ)である。日本語は語順が比較的自由な主要部後置の言語であり、量化詞などを含まなければ語順の相違によって文の命題的な意味は変化しない。

一方、中国語の正順語順は日本語と異なり、「主語－動詞－目的語」である。日本語ではかき混ぜの操作によって自由に語順を変えられるのに対して、中国語は主題化による倒置が起こるのみであるという点で、両者は異なる(玉岡・邱・宮岡・木山, 2010)。日本語の「が」、「を」などのような格助詞は使われず、語を並べる順番により文の意味を決定することになる。したがって、中国語の統語構造を構築する上で、語順が最も重要な情報となる。

これまでに多くの研究が日本語受動文と中国語受動文との差異を検討してきた

が、中国語を母語とする日本語学習者(以下「中国人日本語学習者」)が異なる語順の日本語受動文をどのように処理しているかはまだ明らかになっていない。そこで、本研究では、心理言語学の実験を用いて、中国人日本語学習者にとって日本語受動文、特にかき混ぜ語順の受動文の処理が困難であるかどうかを調べ、その結果に基づいて中国人日本語学習者の受動文の処理について考察する。

日本語の受動態は、動詞に受動マーカ―「られ」をつけることで表される。

- | | |
|-----------------|-------------|
| (1)a. 能動態・正順語順文 | 李が 王を 殴った。 |
| b. 受動態・正順語順文 | 王が 李に 殴られた。 |
| c. 能動態・かき混ぜ語順文 | 王を 李が 殴った。 |
| d. 受動態・かき混ぜ語順文 | 李に 王が 殴られた。 |

一方、中国語の受動態においては、動詞自体の変化はない。中国語受動文(2b)の動詞「打」は、能動文(2a)の「打」と同じ動詞の原形である。受動マーカ―「被」を2つ目の名詞(動作主)の前に置くことで受動態であることが示される。

- | | |
|--------------|----------|
| (2)a. 中国語能動文 | 李 打了 王。 |
| b. 中国語受動文 | 王 被李 打了。 |

日本語受動態と中国語受動態には、動詞変化の相違点があるが、類似点もある。能動文の(1a)(2a)において、文頭にある代名詞「李」は、動作主でありかつ主語である。また、受動態の(1b)(2b)において、文頭にある代名詞「王」は、被動作主でありかつ主語である。

態と語順に関する中国語と日本語の相違点をまとめると、中国語では態による動詞の変化がないが、日本語では受動態で動詞に受動マーカ―「られ」が付く。また、中国語では同じ態における語順の変化はないが、日本語にはかき混ぜがある。そのため、中国人日本語学習者にとって、日本語の受動態かき混ぜ文は理解が難しいと考えられる。

日本語文処理におけるかき混ぜ効果を検討するために、これまで種々の実験パラダイムが援用されてきた。句ごとに文を読み進めるセルフペース文読解実験では、能動文の正順語順文とかき混ぜ語順文において反応時間の有意な差は認められていな

い(Nakayama, 1995; Yamashita, 1997; Tamaoka et al, 2003)。Tamaoka et al. (2003)は、セルフペース文読解実験では、各句の間にボタンを押す作業が挟まれてしまうため、とくに簡単な文では処理の反応時間そのものを取り出すことが難しいと指摘している。これに対して、文正誤判断課題(文全体を一度に提示し、文が意味的に自然かどうかを判断する課題)を用いた能動文の文処理実験においては、かき混ぜ語順文の方が反応時間が有意に長かったことにより、かき混ぜ効果の存在が観察された(Chujo, 1983; Tamaoka et al., 2005)。この結果により、正順語順が日本語の基底構造を構築していることが支持された。すなわち、主要部後置言語である日本語の文を処理する際、母語話者は、文末にある述語が出てくるまで待たずに、正順語順からなる基底構造を前提として、段階的にかき混ぜ語順の文処理を進めていくことが示された。さらにTamaoka et al. (2005)では、「意味役割」「格助詞」「文法機能」という3つの要因のどちらが文処理負荷に影響を与えるかについて、受動文や可能文などの反応時間も検討している。いずれの態においても、正順語順のほうがかき混ぜ語順よりも反応時間が短かったという。したがって、日本語の正順語順を決める基本情報は意味役割(動作主・被動作主)や格助詞(主格・対格与格)よりも、「主語・目的語」という配列順序である「文法機能」が担っていると結論づけている。

異なる語順を持ちかき混ぜもない中国語を母語とする日本語学習者がどのように日本語の文を処理しているかについての実験も行われている。玉岡(2005)は、中国人日本語学習者が能動文と可能文の読み時間を文正誤判断課題で検討した。その結果、能動文の処理において、日本語母語話者と同じようなかき混ぜ効果が観察された。一方、可能文の実験では、正答率の高い上位学習者においてのみかき混ぜ効果が観察されたが、参加者全体としてはかき混ぜ効果が観察されなかった。この結果は、可能文の処理について、学習者のレベルによって文処理の方略が異なっていることを示唆している。視覚呈示の実験だけでなく、聴覚呈示による検討も行われている。玉岡・邱・宮岡・木山(2010)では、中国人日本語学習者を日本語の長文聴解能力で上位・中位・下位群に分け、能動文の正順とかき混ぜ語順の単文を音声のみで呈示した場合の文処理過程について検討した。正順語順文の文理解は下位群から上位群まで段階的に成績が良くなるのに対し、かき混ぜ語順の文理解は下位群から中位群まで停滞し、上位群になってはじめてよく理解できるようになっている。中国語を母語とする日本語学習者は、読解においては母語の漢字の知識を活用できるものの、聴解においてはその利点を活用できないので、視覚呈示に比べて聴覚呈示の理解はより困難にな

ると考えられる。

以上の先行研究は、日本語かき混ぜ語順文の理解は中国人日本語学習者にとって困難であることを示している。中国人日本語学習者の日本語文処理におけるかき混ぜ効果は、とくに文構造がより難しく呈示方法も困難である状況では、正答率の高い学習者のみにしか見られない。したがって、より複雑である受動文の文処理では、玉岡他(2010)で見られたような語順と習熟度の交互作用が予測される。日本語の基本情報を決める要因の観点から主語と目的語の2つの項の配列順序を考えると、受動文の正順語順(1b)は「主語・目的語」の順で、これは中国語の受動文(2b)と同様である。受動文のかき混ぜ語順(1d)は「目的語・主語」の順で、単一語順の中国語受動文と異なっている。かき混ぜによって配列順序が母語と日本語とで異なるとすると、中国語母語話者にとって日本語の受動文のかき混ぜ語順は、能動文に比べてさらに困難になることが予測される。とくに主語と目的語がともにヒトであり両者が入れ替わっても意味的に成り立つ場合には、より混乱を招きやすくなると思われる。

そこで本研究では、全文を一度に呈示する文正誤判断課題によって、中国人日本語学習者の日本語の文処理過程が語順(正順とかき混ぜ語順)と態(能動態と受動態)によってどのように異なるかを、学習者の習熟度に応じて検討した。中国人日本語学習者が正順的に日本語母語話者と同じかあるいはそれに近い方法で日本語文を処理しているとすると、1)能動文においても受動文においても、かき混ぜ語順文の方が正順語順文よりも反応時間が有意に長くなること、及び2)受動文のほうが能動文より反応時間が長くなること、が予測される。

2. 方法

2-1. 実験参加者

本実験は日本語母語話者と中国人日本語学習者に分けて行われた。

26名(男性23名、女性3名)の日本語母語話者(東北大学の学部生と大学院生)が実験に参加した。最年長者は25歳3ヶ月で、最年少者は18歳8ヶ月であった。平均20歳5ヶ月で、標準偏差が2歳3ヶ月であった。

38名(男性7名、女性31名)の中国語を母語とする日本語学習者(東北大学の学部生と大学院生)が実験に参加した。最年長者は31歳6ヶ月で、最年少者は22歳2ヶ月であった。平均年齢は25歳6ヶ月で、標準偏差が2歳4ヶ月であった。

2-2. 刺激材料文

ターゲット文は、名詞(苗字)と動詞のモーラ数、使用頻度、難易度を統制した上で作成された。(3)にターゲット文1セット(4文)の例を示す。

(3)a. 能動文・正順語順

小沢が 須藤を 許した。

b. 能動文・かき混ぜ語順

須藤を 小沢が 許した。

c. 受動文・正順語順

須藤が 小沢に 許された。

d. 受動文・かき混ぜ語順

小沢に 須藤が 許された。

48個の動詞を用い、2種類の態(能動と受動の2条件)、2種類の語順(正順語順とかき混ぜ語順の2条件)の刺激文を48セット(合計192文)作成した。ラテン方格法によって4つのリストに分け、各リストに否定反応文48文(例:丸山が堀北に揃えられた)とフィラー文12文を加えて、各リストの刺激文が合計108文になるようにした。

2-3. 文法テスト

実験終了後、日本語学習者の日本語習熟度を測定するため、筑波大学留学生センターで作成した日本語文法テスト、WEB版SPOT (Simple Performance Oriented Test、四者択一の90問からなる)を行った。平均得点は75点(90点満点)で、標準偏差は8.2点であった。

2-4. 手順

プログラムPsychoPy2を使用し、文正誤判断課題を用いた。まず、スクリーンの中央に、凝視点として「+++」を呈示して、1000ms後に刺激文を同じ位置に1文ずつ全文呈示した。呈示された文が正しいかどうかを判断し、できるだけ早く、かつ正確にキーボードのYES(正しい文)またはNO(誤った文)のボタンを押すように指示した。ボタンを押してから次の文が呈示されるまでの呈示時間間隔は2000msとした。刺激文が呈示されてからボタンを押すまでの時間を反応時間として測定した。108文は実

験参加者ごとにランダムに呈示した。本試行を開始する前に、練習試行を16文実施した。

2-5. データ分析

正答率及び反応時間の分析には、線形混合モデルを用いた。態(能動態・受動態)、語順(正順語順・かき混ぜ語順)、文法テスト成績(中国語母語日本語学習者のみ、 z 値)を固定因子とする線形混合モデル分析を行った。ランダム因子は、実験参加者および刺激セットである。モーラ数および各条件内での刺激呈示順序を共変量として扱った。まず最大モデルを作成し、その後、後進ステップワイズ法によって最適モデルを選定した(Brown et al., 2012)。分析にあたり、R(R Core Team, 2016)のlme4 (Bates et al., 2015)及びlmer Test(Kuznetsova et al., 2016)を使用した。

日本語母語話者の反応時間の分析はTamaoka et al. (2005)を参照した。否定反応文とフィラー文は分析対象外とし、正しくYESと判断された文だけを使用した。400msを下回るデータ、もしくは4000msを上回るデータを誤りとして除外した。さらに、平均から標準偏差の ± 2.5 倍より外れた値を除外した。参加者の除外は行わなかった。中国人日本語学習者の反応時間の分析には正しく判断された刺激文のみを使用した。400msを下回るデータ、もしくは6000msを上回るデータを誤りとして除外した。さらに、平均から標準偏差の ± 2.5 倍より外れた値を除外した。参加者の除外は行わなかった。

3. 結果

3-1. 日本語母語話者

正答率の平均を図1に示した。LMEで分析した結果、語順の主効果が有意傾向であり、かき混ぜ語順文の方が正順語順文よりも正答率が低かった($\beta = -0.53$, $z = -1.83$, $p = 0.07$)。そのほかの主効果と交互作用は見られなかった。

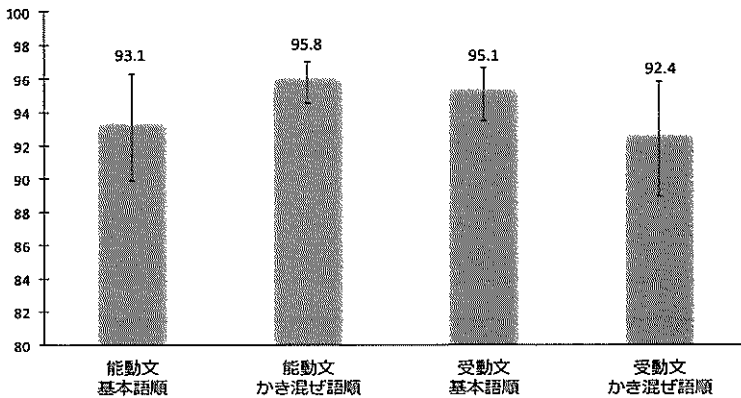


図1. 日本語母語話者の平均正答率と標準誤差

表1. 日本語母語話者の正答率の分析結果

	β	SE	z	p
(切片)	4.17	0.45	9.32	< 0.01
ボイス	-0.11	0.28	-0.39	0.7
語順	-0.53	0.29	-1.83	0.07 +
ボイス × 語順	-0.91	0.56	-1.62	0.11

反応時間の平均を図2に示した。LMEで分析した結果、語順の主効果が有意であり、かき混ぜ語順文の反応時間が正順語順文の反応時間よりも長かった($\beta = 131.46$, $t = 4.83$, $p < 0.01$)。態の主効果と、態と語順の交互作用は有意ではなかった($p > 0.10$)。

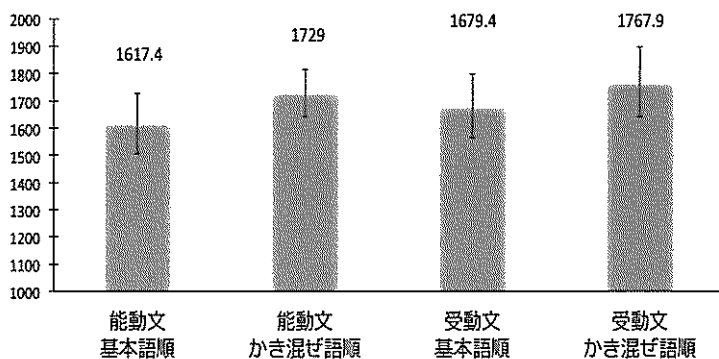


図2. 日本語母語話者の平均反応時間と標準誤差

表2. 日本語母語話者の反応時間の分析結果

	β	SE	t	p
(切片)	1137.66	317.59	3.58	< 0.01
ボイス	31.3	43.85	0.71	0.48
語順	131.46	27.21	4.83	< 0.01 **
ボイス × 語順	-49.51	54.4	-0.76	0.45
呈示順序	-1.21	0.44	-2.76	0.01 *
モーラ数	42.14	26.83	1.57	0.12

3-2. 中国人日本語学習者

正答率の平均を図3に示した。正答率のデータから見ると、態と語順の効果がいずれも有意ではなかった($p > 0.10$)。

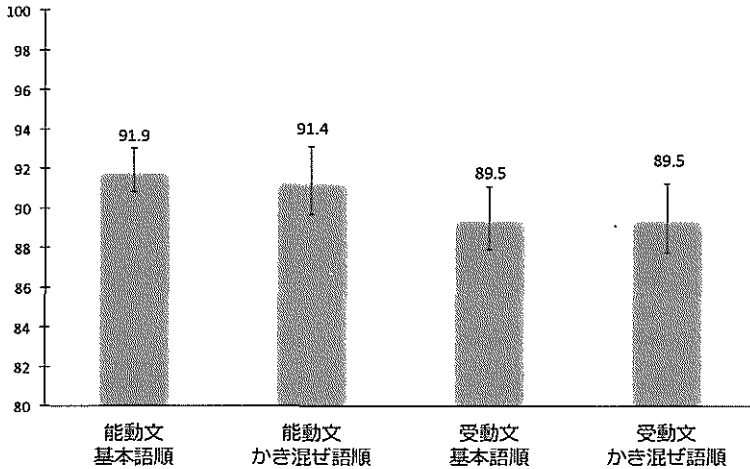


図3. 中国人日本語学習者の平均正答率と標準誤差

表3. 中国人日本語学習者の正答率の分析結果

	β	SE	z	p
(切片)	3.1	0.28	11.15	< 0.01
ボイス	-0.21	0.20	-1.06	0.29
語順	-0.11	0.20	-0.52	0.60
ボイス × 語順	0.37	0.41	0.90	0.37

反応時間についても分析を行い、平均を図4にまとめた。その結果、態の主効果が有意であり、受動文のほうが能動文よりも反応時間が長かった($\beta=130.23$, $t=2.33$, $p<0.05$)。

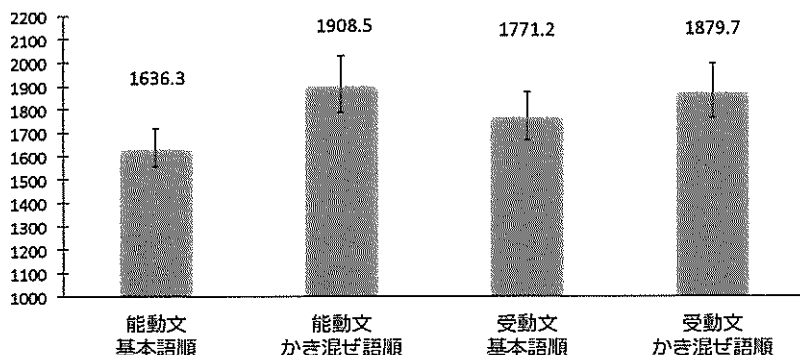


図4. 中国語母語日本語学習者の平均反応時間と標準誤差

表4. 中国語母語日本語学習者の反応時間の分析結果

	β	SE	t	p
(切片)	2643.66	453.16	5.83	< 0.01
ボイス	130.23	55.97	2.33	0.02 *
語順	184.58	44.51	4.15	< 0.01 **
習熟度	30.41	104.14	0.29	0.77
ボイス × 語順	-152.55	69.05	-2.21	0.03 *
ボイス × 習熟度	8.02	33.5	0.24	0.81
語順 × 習熟度	69.92	42.67	1.64	0.11
ボイス × 語順 × 習熟度	47.64	64.41	0.74	0.46
呈示順序	-2.85	0.75	-3.81	< 0.01 **
モーラ数	-50.41	32.96	-1.53	0.13

また、語順の主効果が有意であり、かき混ぜ語順文の反応時間が正順語順文の反応時間よりも長かった($\beta=184.58, t=4.15, p<0.01$)。

さらに、態と語順の交互作用が見られたため、各態において語順の効果を検討した。分析の結果、どちらの態においても語順の効果が認められたが、受動文の方が能動文よりも語順の効果が小さかった(能動文: $\beta=258.08, t=4.19, p<0.01$; 受動文: $\beta=119.65, t=2.49, p<0.05$)。

習熟度によって語順の効果に違いがあるかを調べるため、習熟度の平均値から+1SD (83.2点) と-1SD (66.8点) における語順の効果を検討した(cf. Preacher et al., 2006)。その結果、どちらの群でも語順の主効果が有意であったが、低習熟度の方が語

順の効果が小さかった(高習熟度: $\beta=227.06$, $t=3.45$, $p<0.01$; 低習熟度: $\beta=136.35$, $t=2.15$, $p=0.04$).

表5. 中国語人日本語学習者の反応時間の分析結果(左: 能動態、右: 受動態)

	β	SE	t	p		β	SE	t	p
(切片)	3491.57	539.27	6.47	< 0.01	(切片)	1508.46	606.5	2.49	0.02
語順	258.08	61.59	4.19	< 0.01 **	語順	119.65	52.32	2.29	0.02 *
習熟度	27.9	100.46	0.28	0.78	習熟度	37.13	110.3	0.34	0.74
語順 × 習熟度	47.92	59.22	0.81	0.42	語順 × 習熟度	95.03	46.66	2.04	0.04 *
呈示順序	-2.7	0.88	-3.08	< 0.01 **	呈示順序	-2.53	1.02	-2.49	0.02 *
モーラ数	-122.09	41.92	-2.91	0.01 *	モーラ数	33.06	42.27	0.78	0.44

表6. 中国人日本語学習者の受動文に対する反応時間の分析結果

(左: 上位群, 右: 下位群)

	β	SE	t	p		β	SE	t	p
(切片)	1712.36	128.57	13.32	< 0.01	(切片)	1894.37	157.76	12.01	< 0.01
語順	227.07	65.79	3.45	< 0.01 **	語順	136.35	63.47	2.15	0.04 *

4. 考察

4-1. 日本語母語話者

日本語母語話者の実験では、能動文においても受動文においても、正順語順文よりもかき混ぜ語順文のほうが反応時間が長く、かき混ぜ効果が観察された。この結果は、日本語母語話者を対象とした先行研究の結果(中條, 1983; Miyamoto & Takahashi, 2002; Tamaoka et al., 2005)と一致し、本実験で用いられた刺激材料文、実験プログラムと手順などの妥当性が確認された。

4-2. 中国人日本語学習者

中国人日本語学習者において、語順の主効果が見られ、日本語母語話者と同様にかき混ぜ効果が観察された。この実験結果は、中国語を母語とする日本語学習者においても、二項動詞の能動文と受動文の基底構造が作られていることを示唆する。これは玉岡(2005)の中国人日本語学習者能動文の実験結果と整合する。また、態の主効果が観察されたことから、学習者にとって受動文の方が能動文よりも処理しにくいことが分かる。

態と語順の交互作用が見られ、受動文においては能動文よりもかき混ぜ効果が小さいことが判明した。これは実験前には予想していなかった結果である。受動文のかき混ぜ効果が小さかった理由として、学習者が「最初の名詞句を動作主であると捉える」意味役割方略(Bornkessel-Schlesewsky & Schlewsky, 2009)を用いている可能性が考えられる。すなわち、受動態かき混ぜ語順文では、動作主が被動者に先行するため、動作主が先行する語順を好む効果がかき混ぜ効果を打ち消す方向に働いた可能性がある。

学習者の能動文の処理では習熟度の影響は見られなかったが、受動文の処理においては、低習熟度の学習者よりも高習熟度の学習者のほうが語順の効果が大きく母語話者の結果に近かった。高習熟度の学習者の方がより母語話者に近い処理を行っていることがわかる。

日本語母語話者の実験では、語順の主効果だけが有意であり、態の主効果と語順と態の交互作用は有意ではなかった。日本語の処理に熟達している母語話者にとっては、本実験で用いたような単純な受動文の処理はそれほど難しくないであろう。それに対し、中国人日本語学習者の実験結果は反応時間において態も語順も有意な主効果を示し、特にかき混ぜ語順の受動文の反応時間が長かった。日本語のかき混ぜ語順の受動文は、動詞形態が能動文と異なり、かつ語順が正順語順と異なるという中国語には見られない特徴が2つ含まれている。そのため、上級の中国人日本語学習者(N 1に合格した留学生)にとってさえも処理が特に難しいのであろう。

5. まとめ

本研究では、文正誤判断課題を用いて、上級の中国人日本語学習者がどのようにに日本語の態(能動態、受動態)と語順(正順語順、かき混ぜ語順)を処理しているかを検討した。その結果、態も語順もどちらも文処理負荷に影響を与えることが確認された。さらに、能動文よりも受動文のほうがかき混ぜ効果が小さく、中国人日本語学習者には動作主が被動者に先行する語順を好む傾向があることが示唆された。また、低習熟度学習者よりも高習熟度学習者の方が受動文における語順の効果が大きかったことから、習熟度が上がるにつれてより母語話者に近い処理を行うようになる可能性が示された。

参考文献

- Bornkessel, I., and M. Schlesewsky (2009) "The role of prominence information in the real-time comprehension of transitive constructions: a cross-linguistic approach." *Language and Linguistics Compass*. 3(1), pp. 19 – 58.
- Douglas, B., Martin, M., Ben, B., and Steve, W. (2015) "Fitting Linear Mixed-Effects Models Using lme4." *Journal of Statistical Software*. 67(1), pp. 1 – 48.
- Gibson, E. (1998) Linguistic complexity: "Locality of syntactic dependencies." *Cognition*. 68, pp. 1 – 76.
- Jeong, H., Sugiura, M., Sassa, Y., Haji, T., Usui, N., and Taira, M. et al. (2007) "Effect of syntactic similarity on cortical activation during second language: A comparison of English and Japanese among native Korean trilinguals." *Human Brain Mapping*. 28, pp. 194 – 204.
- Jeong, H., Sugiura, M., Sassa, Y., Yokoyama, Y., Horie, K., Sato, S., Taira, and Kawashima, K. (2007) "Cross-linguistic influence on brain activation during second language processing: An fMRI study." *Bilingualism: Language and Cognition*. 10(2), pp. 175 – 187.
- Koizumi, M., and Tamaoka, K. (2004) "Cognitive processing of Japanese sentences with ditransitive verbs." *Gengo kenkyu*. 125, pp. 173 – 190.
- Kristopher J. Preacher, Patrick J. Curran and Daniel J. Bauer (2006) "Computational tools for probing interaction effects in multiple linear regression, multilevel modeling, and latent curve analysis." *Journal of Educational and Behavioral Statistics*. 31, pp. 437 – 448.
- Kuznetsova, A., Brockhoff, P. B., and Christensen, R. H. B. (2016) lmerTest: Test in Linear Mixed Effects Models.
- Tamaoka, K., Sakai, H., Kawahara, J., and Miyaoka, Y. (2003) "The effects of phrase-length order and scrambling in the processing of visually presented Japanese sentences." *Journal of Psycholinguistic Research*. 32(4), pp. 431 – 454.
- Tamaoka, K., Sakai, H., Kawahara, J., Miyaoka, Y., Lim, H., and Koizumi, M. (2005) "Priority information used for the processing of Japanese sentences: Thematic roles, case particles or grammatical functions?" *Journal of Psycholinguistic Research*. 34(3), pp. 281 – 332.
- 玉岡賀津雄 (2005) 「中国語を母語とする日本語学習者による正順・かき混ぜ語順の能動文と可能文の理解」『日本語文法』5(2), pp. 92 – 109.
- 玉岡賀津雄・邱學瓊・宮岡弥生・木山幸子 (2010) 「中国語を母語とする日本語学習者によるかき混ぜ語順の文理解－聴解能力で分けた上位・中位・下位群の比較－」『日本語文法』10(1), pp. 54 – 70.